

# 导向型环境政策对企业技术 选择及其生产率的影响 ——来自中国发电行业的经验证据

张 俊<sup>1,2</sup>

(1. 中国社会科学院 金融研究所, 北京 100028; 2. 兴业银行 博士后科研工作站, 福建 福州 350003)

**摘 要:**文章将 2005 年《可再生能源法》的颁布作为一次自然实验,使用“倍差法”估计了可再生能源政策对清洁发电技术带来的影响,并考察了该政策是否有利于发电行业的清洁技术偏向。研究发现:(1)《可再生能源法》及相关政策激励了清洁发电技术的使用及生产率的提升,相对于污染发电企业,2005 年之后清洁发电企业的发电量与 TFP 平均上升了 8% 和 10%;(2)在时间趋势上,政策效应存在逐渐增强的趋势;(3)我们使用“匹配差分法”比较了 2005 年之后有补贴的企业与没有补贴企业 TFP 的差异,比较结果发现有补贴的企业 TFP 上升得更快,并且这些企业 R&D 投入也更多。因此认为可再生能源政策促进了发电行业的清洁技术偏向。文章的结论不仅对判断公共政策在改变环境技术偏向中所起的作用具有一定的启发意义,而且能够为相应的环境政策出台提供理论依据。

**关键词:**可再生能源法;发电行业;技术偏向;倍差法

**中图分类号:**F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)04-0134-11

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.2016.04.013

## 一、引 言

中国是世界上最大的煤炭生产国和消费国,煤炭在国内能源消费中占据主导地位。其中,火力发电更是煤炭的消费大户,2013 年中国电力生产部门的煤炭消费量占全社会煤炭消费总量的 48%。<sup>①</sup>对煤炭的过度依赖给中国带来了巨大的环境压力,火力发电时煤炭燃烧所产生的二氧化硫以及工业烟尘成为了城市空气的主要污染物。为了寻求其他的替代能源,中国已建造了大型的水力发电站,并尝试利用太阳能和风力发电。然而,清洁技术的开发和使用时离不开能源政策的引导,值得庆幸的是,中国政府已认识到清洁技术及清洁能源对改善环境的重要性,并出台了一系列鼓励清洁技术及清洁能源使用的政策(导向型政策)。其中,最引人关注的是《中华人民共和国可再生能源法》的颁布,该法的出台从法律的高度鼓励清洁技术及清洁能源的使用。此外,国家还在财政、产业指导和技术支持等方面对使用清洁技术和清洁能源的企业给予了支持。

然而,《可再生能源法》是否促进了清洁技术和清洁能源的发展还有待进一步探究。本文把《可再生能源法》的颁布作为对发电企业实施的一次“自然实验”,使用“倍差法”对《可再

收稿日期:2015-08-20

基金项目:国家社会科学基金重点项目(13AZD073)

作者简介:张 俊(1986—),男,安徽宣城人,中国社会科学院金融研究所博士后流动站、兴业银行博士后科研工作站博士后。

<sup>①</sup>数据来源于 2014 年《中国能源统计年鉴》。

生能源法》的影响加以评估,并对该法是否促进了发电行业的清洁技术偏向做出判断。在本文中,我们根据发电企业对环境可能带来的影响,将发电技术分为污染技术和清洁技术,使用1999—2007年中国工业企业数据库估计了发电企业的生产率,并采用“倍差法”研究了《可再生能源法》对发电技术偏向的影响。研究发现:《可再生能源法》及相关政策激励了清洁发电技术的使用和生产率的提升。相对于污染发电企业,2005年之后清洁发电企业的发电量与TFP平均上升了8%和10%,且政策效应还有逐渐增强的趋势。此外,基于“匹配差分法”比较了有补贴企业与没有补贴企业TFP的差异,比较结果发现有补贴的企业TFP上升得更快,并且这些企业R&D投入也更多。

本文将“偏向型技术进步理论”与发电行业技术选择相结合,研究了导向型环境政策对企业技术选择及其生产率的影响。研究的结论不仅对于判断公共政策在改变环境技术偏向中所起的作用具有一定的启发意义,而且能够为相应的环境政策出台提供理论依据。为引导中国环境技术朝着清洁技术的方向发展,有针对性地实施导向型环境政策也成为一种有效选择。

与现有研究相比,本文可能的贡献主要表现在:首先,本文是第一篇尝试研究中国电力行业技术偏向的文献,并研究了环境政策对发电技术偏向的影响;其次,现有关于电力行业技术效率影响因素的相关研究,要么缺少一个外生的政策冲击,要么缺少企业层面的微观数据,这些问题使得现有研究不能很好地对中国发电行业的技术选择进行全面的分析。本研究从微观企业层面对中国发电技术偏向做出判断,使用“倍差法”对政策效果加以估计,估计的结果更为稳健可靠,且估计结果能够作为因果判断的依据。

## 二、文献回顾

本研究是对“偏向型技术进步理论”的经验验证。“偏向型技术进步”的概念最早在20世纪30年代由Hicks提出,根据Hicks的理论,技术创新的目的在于节约使用变得昂贵的生产要素。20世纪90年代以来,随着内生技术变迁理论的发展和完善,“偏向型技术进步理论”在内生技术变迁理论的基础上获得了较大的发展,特别是Acemoglu在“偏向型技术进步理论”的丰富和完善上做出了巨大贡献。“偏向型技术进步理论”在内生技术进步理论的基础上,将技术进步的方向内生化的,并从技术使用者和创新者的微观视角研究了技术偏向的决定因素。根据Acemoglu(2002和2007)的观点,利润是引导技术偏向的主要因素,即市场能够决定技术的发展方向。进一步地,市场力量主要是“价格效应”和“市场规模效应”在发挥作用。<sup>①</sup>然而,市场引导的技术偏向可能并非是合意的技术,以环境技术为例,当市场力量不足以引导环境技术朝着清洁技术方向发展时,便需要政府政策的引导,从而技术的偏向还受到第三种力量,即“政策效应”的影响。

Acemoglu和Aghion等人2012年发表了一篇“环境技术偏向”的文章,为研究公共政策对环境技术偏向及其长期经济增长的影响奠定了理论基础。文章在环境约束和有限资源条件下将“偏向型技术进步理论”引入到增长模型中,基于不同类型的技术(清洁技术和污染

<sup>①</sup>价格效应是指当两种技术需要分别与某一种生产要素协同生产时,技术会偏向于稀缺要素的方向发展,因为由稀缺要素生产的产品会相对更加昂贵,此时,稀缺要素增进型的技术能够获得更多的利润。市场规模效应是指技术应偏向于丰富要素的方向演进,因为如果有更多生产要素与该技术协同生产,则意味着该技术存在广阔的市场,此时,厂商选择该技术变得更有利可图。由于“价格效应”和“市场规模效应”的方向相反,最终何种市场力量占主导地位,还要取决于各生产要素之间的替代弹性大小。

技术)对环境政策的内生性回应,分析了不同环境政策的成本与收益。在环境技术偏向的理论研究日益丰富之后,国外学者尝试对该理论进行验证。Aghion等(2012)以汽车行业的技术进步为例,将汽车技术划分为污染型技术(内燃机驱动)和清洁型技术(电力和混合动力驱动),使用跨国的专利数据,对“偏向型技术进步理论”进行经验验证。他们发现,当企业面临更高的含税能源价格时,倾向于更多地进行清洁技术创新,因此,政府可以采用税收工具引导清洁技术的发展。Aghion等(2012)的研究可以看作是对环境技术偏向“价格效应”的验证。Calel和Dechezleprêtre(2012)则对环境技术偏向的“政策效应”进行了实证研究。Calel和Dechezleprêtre(2012)对“欧盟气体排放交易计划”<sup>①</sup>的效应进行了评估。他们通过使用850万个欧洲企业的专利数据,研究了“欧盟气体排放交易计划”对低碳技术发展的影响。将受欧盟气体排放交易计划影响的企业与不受其影响的企业进行对比,发现30%的低碳技术是受欧盟气体排放交易计划影响的结果。

本文还涉及中国电力行业技术效率问题的研究。陶锋等(2008)以2002年我国电力体制改革为背景,通过计算2002—2005年各省市发电行业的DEA技术效率值,研究了体制转型期发电行业的效率变迁,以及电力体制转型期间产权结构、市场结构、燃料成本和技术对发电行业技术效率的影响。郑世林和张昕竹(2015)同样以2002年中国电力行业“厂网分离”改革作为准自然实验,识别了2002年电力体制改革对供电企业生产率的影响。白让让(2014)把电煤价和产业技术政策作为关键变量,并将其引入到对中国火电产业结构变化的分析中,发现政府火电产业的结构、技术和环境保护政策的变化影响了技术结构提升的趋势和幅度,火电行业的结构优化和能源效率提高,不仅要发挥投入品价格的引导功效,而且更要提升环境监管和规制的作用。

### 三、理论分析及研究假说

#### (一)理论分析

厂商是技术研发的主体之一,利润激励厂商在不同类型的技术上开展研发活动,利润最大化的企业在决定研发投入时会考虑不同种类技术的预期利润。如果污染技术的预期利润高于清洁技术,则会有更多研发投入到污染技术;反之,则会投入到清洁技术。从技术的使用者角度来看,技术使用者同样会考虑使用不同类型的技术可能带来的预期利润。“偏向型技术进步理论”认为市场会自发地诱导技术偏向,并且“市场价格”和“市场规模”是决定环境技术偏向的两大要素(Acemoglu,2002和2007)。相对于清洁技术,污染技术价格更低,潜在市场需求更大,从而市场会诱导环境技术朝着污染技术方向发展。因此,仅仅依靠市场的力量来引导技术变迁的方向,可能会导致清洁技术使用及研发的不足。当市场力量引起污染技术过度使用时,便需要配套的产业政策来引导清洁技术的研发和使用,最终使环境技术朝着清洁技术的方向发展。

以中国发电行业为例,火电作为污染发电技术,一方面其价格比水电、风电和核电等清洁发电技术更低;另一方面火电占据了电力市场的绝对市场份额,2013年中国总用电量中超过70%来自于火电。<sup>②</sup>过度依赖火电,不仅会加重环境污染,而且会限制清洁发电技术的发展。

<sup>①</sup>“欧盟气体排放交易计划”旨在鼓励发展低碳技术,该交易计划主要是对碳排放进行收费。

<sup>②</sup>数据来源于2014年《中国电力年鉴》。

为了促进清洁能源的开发利用,我国在 2005 年通过了《中华人民共和国可再生能源法》。《可再生能源法》在“强制上网制度”、“分类固定电价制度”、“费用分摊制度”及“经济激励制度”等方面消除了发电企业利用清洁技术发电的阻碍。法律规定电网企业应全额收购其电网覆盖范围内可再生能源并网发电项目上的上网电量,并为可再生能源发电提供上网服务;针对可再生能源发电成本高于传统能源发电的情况,法律规定可再生能源发电项目的上网电价实行“分类固定电价”制度,根据不同类型可再生能源发电的特点和不同地区的情况,按照有利于促进可再生能源开发利用的原则确定电价;对于电网企业收购高成本的可再生能源电力的问题,对额外的费用实行分摊制度,收购可再生能源电量所发生的费用,对于高出的部分在销售电价中进行分摊;此外,设立可再生能源发展基金,用于补贴可再生能源发电企业的额外费用,国家给予可再生能源发电企业税收和贷款等政策优惠。

《可再生能源法》颁布以后,国家发改委、财政部和电力监管委员会等国家部委根据各自的职责分工,制定了配套性的规定。<sup>①</sup> 2009 年 12 月 26 日,十一届全国人大常委会第十二次会议表决通过了《中华人民共和国可再生能源法修正案》。“修正案”主要对法律的总体原则做了修订,以及增加了对电网企业的规定。总体而言,“修正案”主要条款与《可再生能源法》基本相同。

## (二)研究假说

《可再生能源法》的颁布及相关配套政策的出台,消除了发电企业使用可再生能源发电的阻碍,从而我们预期 2005 年之后会有更多的企业使用可再生能源发电,清洁发电企业数量及其发电量会增加。根据中国工业企业数据库,本文计算了污染发电企业与清洁发电企业的数量变化,其中污染发电企业是利用化石燃料燃烧发电的企业,清洁发电企业是利用水力、核能和其他清洁能源发电的企业。通过对两类企业数量的比较可以发现,总体上清洁发电企业数量呈上升趋势,特别是在 2005 年之后增加的速度较快,其中 2006 年和 2007 年分别增加了 27 个和 50 个,而污染发电企业数量在 2006 年之后则出现了下降。<sup>②</sup> 此外,随着更多的企业使用清洁发电技术,其相应的发电量也会增加。因此,我们提出研究假说 1。

假说 1:《可再生能源法》及其配套政策鼓励企业使用清洁技术发电,从而使清洁发电企业发电量增加。

《可再生能源法》及其相关优惠政策的出台,鼓励企业更多地使用清洁技术发电,那么 2005 年之后清洁发电企业生产效率是否应该更高? 本文尝试从企业层面的数据对该问题做出回答。为评估《可再生能源法》是否引起清洁发电企业生产率的提高,本文选择企业的 *TFP* 作为企业生产率的衡量指标。使用 Levinsohn 和 Petrin(2003)计算 *TFP* 的方法,我们对中国发电企业的 *TFP* 进行了计算。图 1 给出了 1999—2007 年污染发电企业与清洁发电企业 *TFP* 的变化趋势,从图中可以看出,整体上我国发电行业生产率呈上升趋势,污染发电企业生产率要高于清洁发电企业。另外,2005 年之后清洁发电企业的 *TFP* 大幅上升,并且与污染发电企业的差距缩小。我们推测这可能是受可再生能源政策影响的结果。为此,我们提出研究假说 2。

假说 2:《可再生能源法》及其配套政策鼓励企业使用清洁技术发电,激励了清洁发电技

<sup>①</sup> 国家发改委制定了《可再生能源发电管理办法》、《可再生能源上网电价及费用分摊管理暂行办法》、《可再生能源电价附加收入调配暂行办法》等;财政部制定了《可再生能源专项资金管理办法》;国家电力监管委员会制定了《电网企业全额收购可再生能源电量监管办法》等。

<sup>②</sup> 限于篇幅,这里没有给出 1999—2007 年污染发电企业与清洁发电企业的变化情况,感兴趣的读者可向作者索取。

术的改进,从而促进了这类企业 *TFP* 的上升。

清洁发电企业的 *TFP* 在 2005 年之后出现了较大幅度的上升,也可能是由其他因素引起的,而非企业研发投入增加的结果,如果存在这种情况,便不能得出我国发电行业出现了清洁技术偏向的结论。为证实我国发电行业出现了清洁技术偏向以及清洁发电技术 *TFP* 的上升确实是企业研发投入增加的结果,在这里我们不仅要比较清洁发电企业与污染发电企业生产率的变化,而且需要比较有补贴企业与没有补贴企业之间生产率的变化情况。为此,我们提出本文的研究假说 3。

假说 3:相对于其他发电企业,在《可再生能源法》颁布之后,那些获得政府补贴的发电企业更可能从事技术研发,从而这类企业的 *TFP* 更有可能上升。

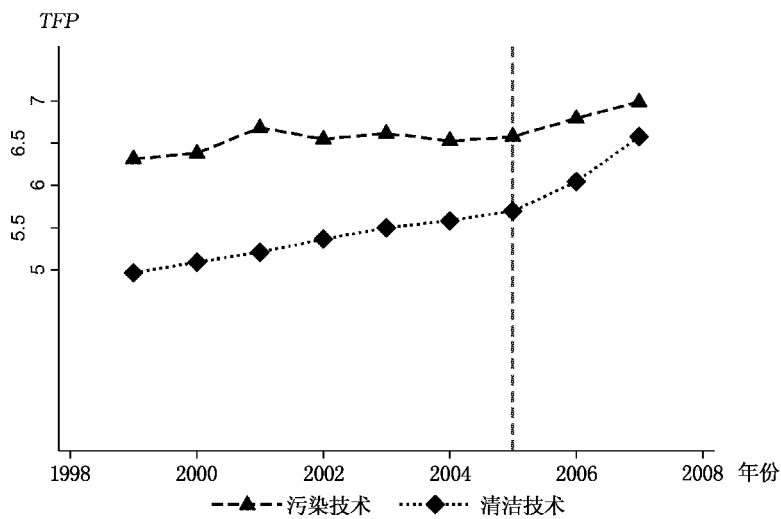


图 1 污染技术和清洁技术的全要素生产率变化趋势

#### 四、数据及 *TFP* 的估计

本文使用的数据来源于 1999—2007 年中国工业企业数据库。根据国民经济行业分类标准,电力生产对应的三位数代码为 441,在该分类下包含四个小类,分别为:火力发电(4411),水力发电(4412),核力发电(4413)以及其他能源发电(4419)(包括利用风力、地热、太阳能、潮汐能和生物能等发电)。我们依据企业所属的行业类别及其对环境带来的影响,<sup>①</sup>将所有发电企业划分为使用污染技术发电的企业和使用清洁技术发电的企业两类。

综合谢千里等(2008),Cai 和 Liu(2009)以及聂辉华等(2012)的处理方式,剔除遗漏重要财务指标的样本和剔除明显不满足“规模以上”标准的样本。根据之前的研究,我们用工业增加值衡量企业产出,用固定资产合计衡量资本投入,用职工人数衡量劳动投入,用企业报告的中间投入合计衡量中间投入,根据永续盘存法计算企业投资,即  $I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}$ ,其中折旧率设为 15%。由于工业产出和资本投入都是以当年价格计算的名义值,为剔除价格变化的影响,我们以 1999 年为基期对每一个企业的投入和产出进行价格平减。用各省工业品出厂价格指数对工业增加值和中间投入进行价格平减,用各省固定资产投资价

<sup>①</sup>这里指的是发电企业对空气质量带来的影响。

格指数对资本和投资进行价格平减。各省每一年的价格指数根据《中国统计年鉴》的相关数据计算得出。

本文借鉴 Levinsohn 和 Petrin(2003)的方法对全要素生产率进行估计,采用半参数法对发电企业的生产函数进行估计,企业的全要素生产率就是产出变量和要素投入变量加权差的差值,其中权重为生产函数中各要素投入的估计系数。<sup>①</sup>

## 五、实证分析及稳健性检验

### (一)识别方法

本文构造两组虚拟变量。第一组为时间虚拟变量  $D05$ ,2005 年之后取 1,之前取 0。第二组为技术类型的虚拟变量  $Tech$ ,如果发电企业使用清洁技术进行发电,则  $Tech=1$ ,反之  $Tech=0$ 。因此,我们构建的 DID 模型如下所示:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 Tech \times D05 + \gamma X_{it} + \delta_i + \delta_t + \epsilon \quad (1)$$

其中, $y_{it}$ 代表“企业发电量”和“企业全要素生产率”两个被解释变量,由于工业企业数据库中没有企业发电量的相关数据,我们用企业工业增加值来识别《可再生能源法》对企业发电量的影响; $X_{it}$ 为其他控制变量,包括企业的年龄、规模和管理费用等; $\delta_i$ 为个体效应, $\delta_t$ 为时间效应。两组虚拟变量的交互项系数  $\beta_1$ ,反映的是处理组在政策前后的差异减去对照组在政策前后的差异,即《可再生能源法》对清洁发电企业发电量和  $TFP$  的影响。为了将政策的动态效应识别出来,我们将模型(1)中的平均效应拆分为每年的效应,即模型(2):

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=2005}^{2007} \beta_j Tech \times D_j + \gamma X_{it} + \delta_i + X_{it} + \epsilon \quad (2)$$

### (二)环境政策对企业发电量和 $TFP$ 的影响

我们预期可再生能源政策会鼓励企业使用清洁技术发电,从而政策效果将直接表现为处理组的企业数量或者发电量增加。表 1 给出了方程(1)的回归结果,其中第(1)–(3)列被解释变量为企业的工业增加值,第(4)–(6)列被解释变量为企业的  $TFP$ 。

第(1)列中解释变量为技术类型与时间虚拟变量的交互项,交互项系数显著为正,平均而言,相对于污染发电企业,《可再生能源法》及其相关政策使得清洁发电企业的工业增加值上升了 8.2%;企业工业增加值与其生产投入密切相关,那么 2005 年之后清洁发电企业的工业增加值上升可能是其生产投入增加的结果,而非环境政策的结果。第(2)列中,我们控制了企业的资本投入、劳动投入以及企业年龄,结果发现交互项系数与第(1)列相比变化不大,从而排除了清洁发电企业生产投入增加引起工业增加值上升的可能性;第(3)列是基于方程(2)的研究,将《可再生能源法》对清洁发电企业的影响分解到每一年。从结果中可以清晰地看到政策的效应存在逐渐增强的趋势,《可再生能源法》颁布后的第一年清洁发电企业的工业增加值上升了 6.8%,在政策实施的第二年清洁发电企业的工业增加值上升了 9.5%。从而假说 1 得到了证实,即可再生能源政策激励了企业使用清洁技术发电,使得清洁发电企业发电量得到了提高。

虽然可再生能源政策导致清洁发电企业的发电量上升,但是我们不能确定 2005 年之后清洁发电企业的生产率是否比污染发电企业的生产率增加得更快。为此,我们以企业的  $TFP$  作为被解释变量,检验可再生能源政策对企业生产率的影响。表 1 第(4)–(6)列报告

<sup>①</sup>限于篇幅,这里不报告生产函数中各要素投入的估计系数,感兴趣的读者可向作者索取。

了回归的结果。第(4)列仅控制了技术类型与时间虚拟变量的交互项,交互项系数显著为正,这说明,平均而言,相对于污染发电企业,《可再生能源法》的颁布使得清洁发电企业的TFP上升了10.1%,从而可以初步得出可再生能源政策提高了清洁发电企业生产率的结论。企业TFP受多种因素的影响,如企业的年龄、规模和管理水平等,在第(5)列中加入了其他控制变量,此时的交互项系数依然显著为正,在其他条件相同的情况下,《可再生能源法》可以使清洁发电企业的TFP上升9.9%。第(6)列中我们将可再生能源政策对清洁发电企业的影响分解到每一年。与企业增加值一样,可以清晰地看到政策的效应存在逐渐增强的趋势,《可再生能源法》颁布后的第一年清洁发电企业的TFP增加了8.3%,在政策实施的第二年清洁发电企业的TFP增加了11.9%。从而假说2得到了证实,即《可再生能源法》的颁布会激励清洁发电技术的创新,使得清洁发电企业的TFP上升,并且随着时间推移,可再生能源激励政策的效果逐渐增强。

表1 环境政策对企业发电量和TFP的影响

	企业发电量			TFP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
交互项	0.082*** (0.024)	0.080*** (0.0234)		0.101*** (0.024)	0.099*** (0.023)	
清洁技术×D06			0.068** (0.027)			0.083*** (0.028)
清洁技术×D07			0.095*** (0.030)			0.119*** (0.030)
企业年龄		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
资本投入		0.204*** (0.013)	0.204*** (0.013)			
劳动投入		0.292*** (0.024)	0.292*** (0.024)			
企业规模					0.092*** (0.017)	0.092*** (0.017)
管理费用					0.146*** (0.009)	0.146*** (0.009)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
within-R <sup>2</sup>	0.078	0.126	0.126	0.080	0.113	0.113
企业数量	4 619	4 619	4 619	4 619	4 619	4 619
观测值	13 285	13 285	13 285	13 285	13 285	13 285

注:括号中为标准误。\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。所有回归均通过了Hausman固定效应检验。下同。

(三)稳健性检验

为避免异常值对回归结果的影响,我们按照上下1%的水平对变量进行了Winsorize处理,表2第(1)列和第(5)列是对变量处理之后的回归结果,可以发现剔除异常值的影响之后,交互项的系数依然在1%的水平上显著为正,且系数的值与基本回归结果相差不大。

在样本期间内,存在大量企业进入和退出,“进入—退出”机制使得政策冲击前后处理组和对照组内的企业不具有可比性。由于《可再生能源法》会激励更多的发电企业进入到清洁发电部门,从而政策冲击之后企业的自我选择行为会对政策效应产生影响。为消除企业的

自我选择对回归结果带来的干扰,我们将样本缩短到 2003—2007 年的平衡样本,在平衡样本中不存在企业的“进入—退出”机制以及企业的选择行为。第(2)列和第(6)列是基于平衡样本的回归结果,可以发现交互项系数在 1%水平下显著为正,并且系数的值是基本回归结果的两倍,可再生能源政策使清洁发电企业发电量和 *TFP* 分别上升了 15.7% 和 17.4%。从而说明可再生能源政策对市场上保留下来的清洁发电企业影响更大,因为与退出市场的企业相比,这类企业规模更大,掌握的资源更多,企业本身获得优惠政策的机会也更多。

使用“倍差法”估计政策效应的一个前提是样本期内只能存在一个政策对处理组带来影响,但是如果样本期内电力行业还存在其他差异性的政策,那么交互项系数所反映的就包含干扰政策的影响,而不是《可再生能源法》对清洁发电技术带来的“净”影响。通过对中国电力行业相关政策的梳理,我们发现样本期内中国电力行业仅在 2002 年发生了大的改革,即国务院于 2002 年 3 月出台了《电力体制改革方案》。此次电力体制改革最引人注目的就是实行“厂网分离”,将国家电力公司管理的发电资产改组为五家独立的发电集团公司,成立国家电网公司和南方电网公司。由于电力体制改革是针对所有发电企业的,理论上不会对清洁发电技术与污染发电技术带来不同的影响。不过为了排除 2002 年电力体制改革可能带来的影响,我们在第(3)列和第(7)列将五大发电集团及其附属子公司从样本中剔除,回归的结果与基本结果相同。

为验证 2005 年虚拟变量的显著性不是由其他随机因素引起的,我们以 2003 年作为假想的政策冲击,考察 2003 年前后清洁发电企业与污染发电企业发电量与 *TFP* 是否存在差异,如果发现交互项系数显著为正,则说明之前的回归没有意义。第(4)列和第(8)列仅包含了 2003—2004 年的企业样本,结果发现交互项系数不显著,从而说明本文的结果不是由其他随机因素引起的。

表 2 稳健性检验

	企业发电量				<i>TFP</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
交互项	0.084*** (0.023)	0.157*** (0.027)	0.083*** (0.024)	-0.008 (0.021)	0.095*** (0.022)	0.174*** (0.028)	0.100*** (0.024)	0.043 (0.029)
企业年龄	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
资本投入	0.201*** (0.012)	0.211*** (0.019)	0.203*** (0.013)	0.140*** (0.033)				
劳动投入	0.281*** (0.023)	0.289*** (0.034)	0.292*** (0.024)	0.329*** (0.049)				
企业规模					0.067*** (0.017)	0.116*** (0.029)	0.094*** (0.018)	0.377*** (0.007)
管理费用					0.156*** (0.009)	0.114*** (0.015)	0.100*** (0.024)	0.288*** (0.008)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>within-R</i> <sup>2</sup>	0.127	0.162	0.126	0.064	0.119	0.133	0.115	0.625
企业数量	4 619	971	4 468	3 468	4 619	971	4 468	3 468
观测值	13 285	4 855	12 815	5 217	13 285	4 855	12 815	5 217



### 六、清洁发电企业 TFP 上升的内在机制

为检验假说 3 是否成立,即在《可再生能源法》颁布之后,那些获得政府补贴的发电企业更可能从事技术研发,从而导致清洁发电企业 TFP 的上升。我们对基本模型(1)进行了扩展,通过添加一个企业是否获得补贴的虚拟变量(*Subsidy*),将获得补贴的清洁发电企业与其他企业区分开来。此时,交互项由三个虚拟变量构成,相应的计量模型变成“三重差分模型”:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1(Tech \times D05 \times subsidy) + \beta_2(Tech \times D05) + \beta_3(Tech \times subsidy) + \beta_4(D05 \times subsidy) + \gamma X_{it} + \delta_i + \delta_t + \epsilon \quad (3)$$

表 3 给出了方程(3)的回归结果,其中 A 列交互项的系数在 10%的水平上显著为正,与未获得政府补贴的清洁发电企业相比,2005 年之后获得补贴的清洁发电企业 TFP 上升了 7%。从而在《可再生能源法》颁布之后,那些获得政府补贴的发电企业生产率更有可能上升,假说 3 得到了证实。

除了技术进步,TFP 还包含制度环境、人力资本和管理技能等因素的影响。2005 年之后获得政府补贴的清洁发电企业 TFP 上升得更快,可能是由这些企业管理水平的提高引起的,而非技术进步的结果。因此,我们还需要验证政府补贴对清洁发电企业 R&D 活动是否带来了影响。A 列第二栏将方程(3)中的被解释变量换成企业的 R&D 投入,回归结果显示:2005 年之后获得政府补贴的清洁发电企业 R&D 投入也更多,与未获得补贴的企业相比,政策改革使得有补贴的清洁发电企业 R&D 投入提高了 2.1%。因此,我们可以确信 2005 年政策改革的确促进了清洁发电企业的技术投入,从而提高了清洁发电企业的生产率水平。

由于企业是否能够获得政府补贴并不是随机分配或外生决定的,政府可能会选择那些生产率高或者创新活跃的企业进行补贴,此时,回归模型便存在双向因果问题,交互项的系数不能作为政策效果评估的依据。为避免回归中的双向因果问题,我们将“倾向得分匹配”和“三重差分”结合对 A 栏的结果进行稳健性检验。这种方法将处理组和对照组的企业通过半参数的方法进行匹配,以确保政府补贴足够外生,以及有补贴的企业与没有补贴的企业在政策冲击之前完全可比,再用“倍差法”评估政策的效果。“匹配差分法”(Propensity Score Matching with DDD, PSM\_DDD)通过半参数匹配来消除处理组和对照组在可观测因素方面的差异,因此估计结果更为稳健可靠(Imbens, 2004; Smith 和 Todd, 2005)。

我们用企业的特征作为解释变量,包括生产率、年龄、规模和登记注册类型,以及地区虚拟变量,通过 Logit 模型估计企业获得政府补贴的概率。匹配的方法使用的是核函数匹配法。B 栏汇报了匹配差分法的估计结果,结果显示,2005 年可再生能源政策的平均处理效应(ATT)显著为正,并且系数的值要大于三重差分的估计值,说明内生性使得政策效果被低估。因此,内生性问题对估计的结果不构成影响,这进一步证实了可再生能源政策确实发挥了促进清洁技术进步的作用。

表 3 清洁发电企业 TFP 上升的内在机制

交互项	A:三重差分		平均处理效应	B:PSM_DDD	
	TFP	R&D		TFP	R&D
<i>Tech</i> × <i>D05</i> × <i>subsidy</i>	0.070* (0.047)	0.021* (0.012)	ATT	0.312*** (0.091)	0.126* (0.096)

续表3 清洁发电企业TFP上升的内在机制

交互项	A:三重差分		平均处理效应	B:PSM_DDD	
	TFP	R&D		TFP	R&D
控制变量	Yes	Yes	匹配方法 处理组 对照组	核匹配 269 12 975	核匹配 269 4 598
时间效应	Yes	Yes			
地区效应	Yes	Yes			
within-R <sup>2</sup>	0.119	0.003			
观测值	13 285	8 070			

注:出于节约篇幅的考虑,我们没有报告控制变量的系数。

## 七、结 论

本文将2005年《可再生能源法》的颁布作为一次“自然实验”,使用“倍差法”估计了可再生能源政策对清洁发电技术所产生的影响。研究发现:(1)《可再生能源法》及相关政策激励了清洁发电技术的使用及其生产率的提升,相对于污染发电企业,2005年之后清洁发电企业的发电量与TFP平均上升了8%和10%。(2)通过将政策效应分解到每一年,我们发现政策效应有逐渐增强的趋势。可再生能源政策实施的第一年清洁发电企业的工业增加值上升了6.8%,在政策实施的第二年清洁发电企业的工业增加值上升了9.5%;相应地,政策实施的第一年清洁发电企业的TFP增加了8.3%,政策实施的第二年清洁发电企业的TFP增加了11.9%。(3)为验证清洁发电企业TFP的增加的确是研发投入增加的结果,我们比较了有补贴的企业与没有补贴的企业TFP的差异,对比结果证实了有补贴的企业TFP上升得更快,并且这些企业R&D投入也更多。考虑到有补贴的企业与没有补贴的企业本身存在差异,我们将“倾向得分匹配”与“倍差法”结合,排除其中的内生性和双向因果问题,发现政策效应依然存在。因此,我们认为《可再生能源法》促进了清洁发电技术的发展。

本文将“偏向型技术进步理论”与发电行业技术选择相结合,研究了导向型环境政策对企业技术选择及其生产率的影响。研究的结论不仅对判断公共政策在改变环境技术偏向中所起的作用具有一定的启发意义,而且能够为相应的环境政策出台提供理论依据。然而,环境政策发挥改变环境技术偏向的作用,要以很好地执行政策以及政策本身具有连贯性为前提。总体上,目前我国污染技术还占主导地位,从发电行业来看,火力发电技术的使用要多于清洁发电技术。因此,我们不能期望一部法律就能完全改变中国环境技术进步的方向。当然,囿于数据限制,本文未能直接考察原来的污染发电企业向清洁发电技术的转向问题,未来随着微观数据的日益丰富,清洁技术的转向问题将值得进一步深入研究。

### 主要参考文献:

- [1]白让让. 电煤价格、产业政策与火力发电产业的技术结构升级[J]. 财经研究, 2014, (12): 76—88.
- [2]鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2): 541—558.
- [3]聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5): 142—158.
- [4]陶锋, 郭建万, 杨舜贤. 电力体制转型期发电行业的技术效率及其影响因素[J]. 中国工业经济, 2008, (1): 68—76.
- [5]谢千里, 罗斯基, 张铁凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学(季刊), 2008, (3): 809—826.
- [6]张俊, 钟春平. 偏向型技术进步理论: 研究进展及争议[J]. 经济评论, 2014, (5): 148—160.

- [7]郑世林,张昕竹.中国电力体制改革与供电企业生产率[R].经济研究工作论文 WP882,2015.
- [8]Acemoglu D. Directed technical change[J]. The Review of Economic Studies, 2002, 69(4): 781—809.
- [9]Acemoglu D. Patterns of skill premia[J].The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 199—230.
- [10]Acemoglu D. Equilibrium bias of technology[J]. Econometrica, 2007, 75(5): 1371—1409.
- [11]Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. The environment and directed technical change[J]. The American Economic Review, 2012, 102(1): 131—166.
- [12]Aghion P, Dechezleprêtre A, Hemous D, et al. Carbon taxes, path dependency and directed technical change:evidence from the auto industry[R]. NBER working paper No.18596, 2012.
- [13]Cai H, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance:Evidence from Chinese industrial firms[J]. The Economic Journal, 2009, 119(537): 764—795.
- [14]Calel R, Dechezleprêtre A. Environmental policy and directed technological change:Evidence from the European carbon market[R]. SSRN Working Paper, 2012.
- [15]Imbens G W. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review[J]. The Review of Economics and Statistics, 2004, 86(1): 4—29.
- [16]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317—341.
- [17]Smith J A, Todd P E. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. Journal of Econometrics, 2005, 125(1—2): 305—353.

## The Influence of Directing Environmental Policies on the Technology Selection and TFP of Chinese Power Generation Companies

Zhang Jun<sup>1,2</sup>

(1. Institute of Finance and Banking, CASS, Beijing 100028, China;

2. Postdoctoral Station of Industrial Bank, Fuzhou 350003, China)

**Abstract:** This paper considers the 2005 Renewable Energy Law in China as a natural experiment and investigate the influence of this policy on the clean power generation technology by difference-in-difference method. It finds that: firstly, the Renewable Energy Law and its related policies promote the use of clean technology and improve the productivity of power companies. The production capacity and total factor productivity (TFP) of clean power generating plants increase by 8% and 10% respectively, compared to traditional power generating plants. Secondly, the policy effects reinforce over time. Thirdly, power companies that receive subsidies tend to invest more on research and development (R&D) and achieve more significant TFP improvements. Thus the renewable energy policy promotes the clean technology bias of power generation industry. The conclusions of this paper can judge the role of public policy in changing the bias of environment technology, and can provide theory basis for the corresponding environment policy.

**Key words:** renewable energy law; power generation industry; bias of technology; difference in difference (责任编辑 石头)